

# 外资自由化、制度环境与制造业企业 全球价值链地位提升 ——基于溢出效应理论的研究

郭娟娟<sup>1</sup>, 冼国明<sup>2</sup>, 房 帅<sup>2</sup>

(1. 上海社会科学院 世界经济研究所, 上海 200020; 2. 南开大学 国际经济研究所, 天津 300071)

**摘要:** 在新一轮改革开放和供给侧结构性改革的背景下, 开放是我国经济进一步改革和发展的重要驱动力。以放松外资管制为准自然实验, 考察外资自由化对我国制造业企业全球价值链地位提升的影响。研究发现, 外资自由化对企业全球价值链地位提升具有显著的促进作用, 在改变计量方法、固定效应形式、指标测算方式、实证样本以及剔除其他政策干扰后, 该结论依然成立。其中, 外资自由化对私营、一般贸易、非劳动密集型、技能密集型企业的促进作用更大, 而来自高收入国家的外资和市场导向型外资更能提升企业全球价值链地位, 且外资准入对企业全球价值链地位攀升的效应更多来自政策优惠, 而非纯粹的市场准入。进一步地, 外资自由化更倾向于通过行业间溢出效应促进企业向全球价值链高端攀升, 且后向关联效应发挥的作用更明显。最后, 完善的制度环境能够强化外资自由化对企业全球价值链地位提升的促进作用, 且产权制度的影响大于契约制度。

**关键词:** 外资自由化; 全球价值链地位提升; 水平溢出效应; 前后向关联效应; 契约制度; 产权制度  
**中图分类号:** F742      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1671-9301(2020)06-0083-16

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.06.007

## 一、引言

《2020年世界发展报告》指出, 全球价值链是指将生产过程分割并分布在不同国家, 企业不再生产完整的商品, 而是依托自身要素禀赋产生的异质性嵌入到全球价值链的特定环节。随着中国嵌入全球价值链生产体系的广度和深度不断加深, 全球价值链对中国经济发展的诸多正向影响日益显现<sup>[1]</sup>。Gereffi and Lee<sup>[2]</sup>认为, 中国制造业的快速发展在很大程度上得益于对全球价值链的国际分工体系的深度融入。但遗憾的是, 在国际分工中, 我国长期嵌入到由发达国家主导的全球价值链分工体系的下游环节, 产品附加值低, 对企业技术升级、资源配置乃至产业结构改善的促进作用微乎其微。为此, 党的十九大报告指出要促进我国产业向全球价值链中高端迈进。2020年两会期间, 习近平总书记进一步强调要“逐步形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”。因此, 如何通过深化对外开放实现国内发展, 并利用国内发展促进对外开放是我国现阶段高度重视

收稿日期: 2020-08-27; 修回日期: 2020-10-27

**作者简介:** 郭娟娟(1991—)女, 山东菏泽人, 经济学博士, 上海社会科学院世界经济研究所助理研究员, 研究方向为国际投资与价值链升级; 冼国明(1954—)男, 天津人, 南开大学国际经济研究所教授、博士生导师, 研究方向为跨国并购与国际直接投资; 房帅(1990—)男, 山东潍坊人, 南开大学国际经济研究所博士研究生, 研究方向为国际投资与东道国产业发展。

**基金项目:** 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(19JJD790004); 国家社会科学基金青年项目(20CJL027)

感谢匿名审稿专家和编辑部老师的宝贵意见, 当然文责自负。

的一项课题。而作为国民经济的主体,如何提升制造业企业参与全球价值链的分工地位,是提升我国制造业全球市场竞争力、促进技术升级、增加分工收益的关键所在。

作为经济全球化的主导力量,跨国公司在全球范围内进行生产要素与资源的配置,通过对外直接投资将价值链中的部分环节分配到全球最适合的地区进行经营活动,实现公司利益的最大化。联合国贸发会议数据显示,现阶段跨国公司主导的全球价值链占到全球贸易的80%左右,因此,关注价值链与国际投资之间的关系,可以为中国通过引资实现全球价值链升级提供相应的理论和指导意义。事实上,我国政府一直高度重视外资自由化进程的推进。从1995年颁布《外商投资产业指导目录》(简称《指导目录》),到党的十八大之后“负面清单”管理模式的改革,再到2019年新《外商投资法》颁布,外资进入自由化不断推进并加速了全球资本在中国的流动,促使外资企业与本土制造业企业交流更加频繁,为中国本土企业参与全球价值链分工创造了条件。

溢出效应理论为外资影响中国制造业企业技术升级模式和市场竞争结构<sup>[3-4]</sup>提供了最为重要的解释机制。根据溢出效应理论,外资的技术溢出可以进一步细分为水平溢出、前向关联和后向关联。其中,国内企业可以向在同一行业经营的外资企业学习,了解其产品质量和标准化的程序、营销技能(即“示范效应”和“竞争效应”)进而产生水平溢出效应。此外,外资对东道国企业的影响更多来自与其处于上下游关系的企业<sup>[4]</sup>。处于上游行业的外资企业可以为本地生产者提供多样化的中间品和资本品,从而促使国内企业生产能力得以提升,生产的产品质量水平更高,产品范围更广。另外,下游行业的外资企业可以为当地供应商提供专业知识、培训和质量改进的激励,甚至可能在开发新产品和高质量产品方面与之进行合作,进而促使本地企业出口产品质量得以提升。鉴于以上分析,本文重点从溢出效应理论视角入手,考察外资自由化对我国制造业企业全球价值链地位提升的作用,旨在探究制造业企业向高端生产环节攀升的动力,以期为当前背景下的制造业高质量发展提供参考。

相比已有文献,本文存在以下几方面的边际贡献:其一,研究视角方面。外资企业拥有较高的生产技术、先进的管理经验,可以通过溢出效应在整个生产链条进行扩散。因此,溢出效应理论为外资自由化作用于企业全球价值链地位提升提供了可能的解释机制。其二,研究指标方面。目前关于全球价值链地位提升的测度,宏观层面多采用来自第三国和进口国的中间品出口的国内增加值占总的国内增加值比重来衡量<sup>[5]</sup>,微观层面则采用出口技术复杂度<sup>[5]</sup>、出口产品质量<sup>[6]</sup>或出口国内附加值<sup>[7]</sup>等指标来表示,忽略了基于企业自身参与价值链生产环节的考量。而企业全球价值链的“上游环节参与度”<sup>[8]</sup>可以从另一个角度来体现企业全球价值链升级,对该领域研究具有补充作用。另外,较为成熟的文献多从国家、地区、行业等宏观、中观角度来衡量价值链地位,“上游环节参与度”则允许直接从微观层面更为细致和精确地度量企业全球价值链参与情况,有利于我们从微观层面开展更多中国企业全球价值链参与方面的研究。其三,研究方法方面。多数文章采用外商资本金和港澳台资本金来衡量外资自由化,以探讨其对企业绩效的影响,但该做法可能会存在反向因果关系,导致实证结果出现偏差。本文以外资管制放松政策这一准自然实验研究企业全球价值链升级,可以有效缓解内生性问题。

文章剩余部分安排如下:第二部分为文献梳理与评述;第三部分构建实证模型,并对指标和数据来源进行说明;第四部分为实证结果分析;第五部分为溢出效应理论的检验;第六部分考察制度环境(产权制度和契约制度)的调节作用;最后为结论。

## 二、文献梳理与评述

本文主要与两类文献相关:一类文献主要涉及一国(地区)或企业全球价值链的影响因素,另一类文献涉及外资进入对技术溢出和出口国内附加值的影响。

### (一) 全球价值链的影响因素研究

融资约束是影响全球价值链的因素之一。Manova and Yu<sup>[9]</sup>认为,参与全球价值链低端活动的企业面临的融资约束较大。而融资约束较小、生产率较高的企业向全球价值链高端环节攀升的概率

更大<sup>[10]</sup>。Chor *et al.*<sup>[11]</sup>发现企业在全球价值链上的地位与其生产效率和资本密集度具有较大关系。其中,高效率企业在参与 GVC 决策和 GVC 参与程度提升方面均表现出积极的影响<sup>[12]</sup>。制造业服务化是另一重要因素,对我国企业全球价值链参与程度和分工地位提升均具有积极作用<sup>[5]</sup>。而许和连等<sup>[13]</sup>则发现中国制造业投入服务化与企业出口 DVAR 之间呈“U”型关系。此外,还有学者从宏观层面探究了价值链地位提升的影响因素,如黎峰<sup>[14]</sup>发现全球价值链升级主要是因为国内价值链分工和资源整合。杨连星和罗玉辉<sup>[15]</sup>指出中国全球价值链升级依赖于行业和国家层面的 OFDI 逆向技术溢出。刘海云和毛海鸥<sup>[16]</sup>将 OFDI 对出口增加值的影响分为规模效应和结构效应,研究发现:在规模效应方面,中国制造业垂直 OFDI 的促进作用较水平 OFDI 更大;而在结构效应方面,水平 OFDI 通过跨国产业转移、要素跨行业流动等渠道优化了中国制造业出口增加值结构。

## (二) 外资进入的经济效应

在外资技术溢出方面,大部分学者认为外资对东道国存在技术溢出效应<sup>[17-18]</sup>,外资可以通过溢出、示范以及培训效应等机制促进经济增长与技术升级<sup>[3-4]</sup>。同时,学术界也普遍认为外资技术转移或技术溢出作用的发挥有赖于三方面的因素:一是内外资企业特征,如双方企业股权特征<sup>[19]</sup>、外资企业来源国特征<sup>[20]</sup>、双方企业技术差距<sup>[21]</sup>等;二是双方行业特征,如行业技术水平<sup>[17]</sup>和行业市场结构特征<sup>[22]</sup>;三是双方国家特征,如政府政策<sup>[4]</sup>、制度差异<sup>[23]</sup>、国家经济发展水平<sup>[24-25]</sup>。在渠道方面,除水平溢出外,外资对东道国企业的影响更多来源于与其处于上下游关系的企业<sup>[4]</sup>。在结论方面,有学者支持外资的后向溢出效应<sup>[20]</sup>,也有学者支持外资的前向溢出效应<sup>[26]</sup>,而毛其淋和许家云<sup>[7]</sup>发现外资可同时通过前向和后向溢出促进我国本土企业出口附加值提升。

在出口国内附加值方面, Kee and Tang<sup>[27]</sup>分析了 FDI 在中国出口 DVAR 测度中发挥的作用。张杰等<sup>[28]</sup>发现外资进入是推动外资企业出口 DVAR 增长的重要因素,但其未能深入研究其中的作用机理。唐宜红和张鹏杨<sup>[29]</sup>也发现 FDI 对提高出口 DVAR 具有显著的促进作用,但在全球价值链嵌入机制下不显著。张鹏杨和唐宜红<sup>[30]</sup>在随后的研究中进一步发现 FDI 对出口 DVAR 存在积极的影响,且认为这是 FDI 推动 GVC 升级带来的。此外,毛其淋和许家云<sup>[7]</sup>考察了其影响机制,发现外资进入通过前后向关联效应促进本土企业出口 DVAR 提升,水平溢出效应则发挥了抑制作用,但总体具有正向影响。

## (三) 文献评述

现有研究虽然涉及我国制造业企业全球价值链的影响因素,但大部分研究从融资约束、产业政策以及制造业服务化等国内因素入手,忽略了对外开放的作用。党的十九大报告明确提出,需要“发展更高层次的开放型经济”来进一步提高经济发展的质量。有鉴于此,从外资管制政策放松角度入手探究外资自由化对制造业企业全球价值链地位提升的影响及其作用渠道,可以更为系统地考察对外开放促进经济高质量发展的作用,为我国全球价值链地位提升提供一个新的研究视角。此外,现有几篇文献虽然涉及开放(FDI 和 OFDI)对全球价值链地位提升的影响,但其研究大多限于宏观层面,对我国企业行为或绩效影响的研究不够充分。因此,探究中国制造业企业全球价值链地位提升问题,不仅可以深化引资对企业参与国际分工作用的研究,而且对进一步推进外资自由化进程具有重要的借鉴作用。

## 三、模型构建、指标说明和数据来源

### (一) 模型设定

基于 2002 年《指导目录》的较大幅度修订,本文设定双重差分(Difference in Differences, DID)模型以检验外资自由化对我国制造业企业全球价值链地位提升的影响。

$$gvcupgrade_{ijt} = \alpha + \beta treat_j \times post_t + \sum \gamma M_{jt} + \sum \kappa N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中  $i$ 、 $j$  和  $t$  分别为制造业企业、四位码行业、年份,全球价值链地位提升指标采用企业价值链上游参与度( $gvcupgrade_{ijt}$ )来衡量。 $treat_j$  是用来识别外资政策的变量,若某行业外资开放程度变大则  $treat_j = 1$ ,

否则  $treat_j = 0$ 。外资放松政策实施时间用  $post_t$  来衡量, 在处理组中, 若年份大于 2002 年则  $post_t = 1$ , 小于 2002 年则  $post_t = 0$ , 年份为 2002 年则  $post_t = 3/4$ , 而在对照组中  $post_t$  始终为 0<sup>[31]</sup>。  $\sum N_{it}$  和  $\sum M_{jt}$  分别表示企业和行业层面的控制变量, 包括企业年龄及平方项 ( $age_{it}$ 、 $agesq_{it}$ )、规模 ( $size_{it}$ )、全要素生产率 ( $tfp_{it}$ )、资本劳动比 ( $kl_{it}$ )、是否受到补贴 ( $subsidydum_{it}$ )、所有制 ( $soe_{it}$ 、 $foreign_{it}$ ) 和行业竞争程度 ( $HHI_{jt}$ )。  $\beta$  为本文最关注的系数,  $\mu_i$ 、 $\mu_t$  和  $\varepsilon_{ijt}$  分别为企业固定效应、时间固定效应和随机扰动项。

## (二) 指标说明

### 1. 被解释变量: 企业全球价值链地位提升

许多学者认为, 若一国(地区)参与国际分工时, 是向其他国家(地区)提供中间品, 则其就位于价值链体系的高附加值环节, 反之, 位于价值链体系的低附加值环节<sup>[32-33]</sup>。具体到微观层面, 苏丹妮等<sup>[8]</sup>认为, 以供应者身份参与到全球价值链分工体系的上游企业, 处于高附加值环节, 可以获得更多的利益分配, 进而有助于企业从事研发创新活动和高质量产品的生产。因此, “上游环节参与度”从生产环节上更能体现企业全球价值链地位, 类比刘斌等<sup>[5]</sup>的方法, 本文采用“上游环节参与度”来衡量企业全球价值链地位提升具有一定的合理性。

借鉴苏丹妮等<sup>[8]</sup>的做法, 本文将式(2)至式(4)分别设为加工、一般以及混合贸易制造业企业的全球价值链上游环节参与度, 用来反映制造业企业全球价值链地位提升, 具体如下:

$$gvcupgrade_{ijp} = \frac{exp_{ijp}^{total} |_{BEC} \times \left( 1 - \frac{imp_{ijp}^{total} |_{BEC} + D_{ijp} |_{BEC} + (\theta_1 - \theta_2) \times exp_{ijp}^{total}}{exp_{ijp}^{total}} \right) \times \theta_3}{exp_{ijp}^{total}} \quad (2)$$

$$gvcupgrade_{ijto} = \frac{exp_{ijto}^{total} |_{BEC} \times \left( 1 - \frac{(imp_{ijto}^{total} |_{BEC} / y_{ijt}) \times exp_{ijto}^{total} + D_{ijto} |_{BEC} + (\theta_1 - \theta_2) \times exp_{ijto}^{total}}{exp_{ijto}^{total}} \right) \times \theta_3}{exp_{ijto}^{total}} \quad (3)$$

$$gvcupgrade_{ijtm} = \omega_p \times \frac{exp_{ijp}^{total} |_{BEC} \times \left( 1 - \frac{imp_{ijp}^{total} |_{BEC} + D_{ijp} |_{BEC} + (\theta_1 - \theta_2) \times exp_{ijp}^{total}}{exp_{ijp}^{total}} \right) \times \theta_3}{exp_{ijp}^{total}} + \omega_o \times \frac{exp_{ijto}^{total} |_{BEC} \times \left( 1 - \frac{(imp_{ijto}^{total} |_{BEC} / (y_{ijt} - exp_{ijto}^{total})) \times exp_{ijto}^{total} + D_{ijto} |_{BEC} + (\theta_1 - \theta_2) \times exp_{ijto}^{total}}{exp_{ijto}^{total}} \right) \times \theta_3}{exp_{ijto}^{total}} \quad (4)$$

### 2. 核心解释变量: 外资自由化

本文参照 Lu *et al.*<sup>[31]</sup>的做法, 以 2002 年《指导目录》变动为依据, 构建外资自由化指标。最终, 在 424 个制造业四分位行业中, 外资开放程度发生变动的行业共有 126 个, 其中, 外资开放程度增大、减小和混合变动的行业分别有 113 个、9 个和 4 个, 其余为外资开放程度不变的行业 (298 个)。鉴于本文旨在考察外资自由化对制造业企业绩效的影响, 因此, 将处理组和对照组分别设定为外资开放程度增大和不变的行业, 对剩余行业予以剔除。

### 3. 其他控制变量

企业全要素生产率 ( $tfp$ ) 采用 OP 法测度<sup>①</sup>; 企业资本劳动比 ( $kl$ ) 用资本存量与从业人员数的比值取对数值衡量; 企业规模 ( $size$ ) 衡量方式为企业年均从业人数取对数; 企业年龄 ( $age$ ) 用当年减去企业开业年的差值的对数值表示; 企业是否受到补贴 ( $subsidydum$ ) 若受到补贴则  $subsidydum = 1$ , 否则  $subsidydum = 0$ ; 企业所有制类型 ( $soe$ 、 $foreign$ ) 若企业港澳台资本与外商资本占总资本超过 25% 则定义为外资企业 ( $foreign = 1$ ), 若实收资本中国有和集体资本之和占比高于 50% 则为国有企业 ( $soe = 1$ ); 行业竞争

程度( $HHI$ ) ,计算公式<sup>[36-37]</sup>为  $HHI_{jt} = \ln \sum_{i \in \Delta_j} (sale_{ijt}/sale_{jt})^2 = \ln \sum_{i \in \Delta_j} S_{ijt}^2$  ,其中  $sale_{ijt}$  和  $sale_{jt}$  分别为企业和行业的销售额,  $sale_{ijt}/sale_{jt}$  用来衡量行业中企业的市场占有率,  $HHI$  指数越大,市场竞争程度越低。

### (三) 数据来源

本文数据主要有三个来源:产品层面进口关税数据、企业层面生产数据和产品层面海关贸易数据。产品层面进口关税数据来自 WTO 的 Tariff Download Facility 数据库<sup>②</sup>。另外,本文参考 Yu<sup>[39]</sup>的方法,对生产数据与海关贸易数据进行合并<sup>③</sup>,并对异常样本进行删除,最终得到 243 735 个观测值。表 1 为变量的描述性统计。

表 1 变量的描述性统计

变量	处理组( $treat = 1$ )					对照组( $treat = 0$ )				
	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>gvcupgrade</i>	54 790	0.018 8	0.049 5	0	0.987 6	188 945	0.011 0	0.036 7	0	0.998 9
<i>age</i>	54 790	2.073 3	0.728 8	0	7.601 9	188 945	1.986 9	0.704 8	0	7.597 9
<i>agesq</i>	54 790	4.829 8	3.252 2	0	57.788 9	188 945	4.444 7	2.940 5	0	57.728 1
<i>size</i>	54 790	5.213 0	1.210 1	2.079 4	11.452 6	188 945	5.284 8	1.122 3	2.079 4	11.925 1
<i>subsidydum</i>	54 790	0.234 1	0.423 5	0	1	188 945	0.201 0	0.400 8	0.000 0	1.000 0
<i>kl</i>	54 623	4.235 8	1.301 2	-4.548 6	10.048 5	188 370	3.639 4	1.376 1	-5.627 6	10.113 3
<i>HHI</i>	54 790	3.348 1	0.938 1	0	6.403 8	188 945	4.107 4	1.252 5	0	6.403 8
<i>tfp</i>	53 055	3.226 7	1.012 8	-5.272 7	10.399	1184 306	3.079 1	0.941 6	-7.034 0	8.895 6
<i>foreign</i>	54 790	0.556 1	0.496 8	0	1	188 945	0.606 6	0.488 5	0	1
<i>soe</i>	54 790	0.069 7	0.254 6	0	1	188 945	0.046 8	0.211 2	0	1
<i>o</i>	54 790	0.508 0	0.499 9	0	1	188 945	0.453 4	0.497 8	0	1
<i>p</i>	54 790	0.077 5	0.267 4	0	1	188 945	0.107 2	0.309 4	0	1

## 四、实证结果分析

### (一) 平行趋势

如图 1 所示,在外资管制放松政策实施的前一年(2001年)、当年(2002年)和后一年(2003年),其对企业全球价值链的影响系数均不显著,而在 2003 年之后,外资自由化的估计系数值显著为正,且呈上升趋势。这表明外资自由化政策实施之前实验组和对照组的全球价值链趋势基本一致,能够满足平行趋势假设。并且,外资自由化对制造业企业全球价值链地位提升的促进作用具有时滞性,在 2004 年开始显现,之后逐步增强,且具有一定的持续性。

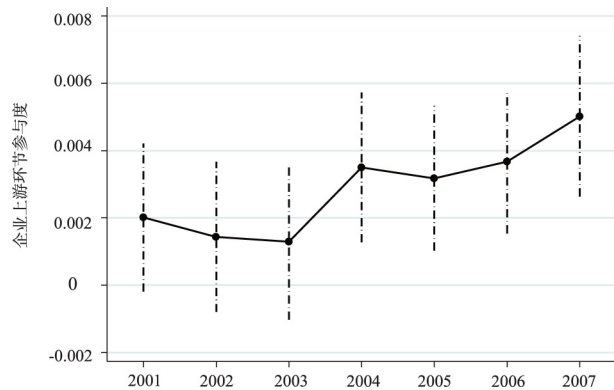


图 1 外资自由化对企业全球价值链地位提升的影响

### (二) 基准检验

表 2 汇报了外资自由化对企业全球价值链地位提升的回归结果。第(1)列为仅控制时间和企业固定效应之后倍差法估计量  $treat \times post$  的估计结果,第(2)列至第(4)列又进一步纳入了企业和行业层面影响企业全球价值链地位提升的控制变量。结果显示,  $treat \times post$  的系数均为正数,且通过了 1% 显著性水平上的检验,表明外资自由化显著促进了我国制造业企业全球价值链地位提升。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 两期倍差法估计

前文构建的倍差法实则为多期倍差法,往往存在序列相关问题,使得估计结果的显著性被高估<sup>[40]</sup>。为此,本文进一步构建两期倍差法模型<sup>④</sup>,结果见表 3 第(1)列<sup>⑤</sup>。其中,倍差法估计量的系数值仍显著为正,表明外资自由化有利于制造业企业全球价值链地位提升,与基准回归检验结果一致。

## 2. Heckman 两步法

为避免估计结果存在样本选择性偏差问题, 本文进一步采用 Heckman 两步法进行回归, 表 3 第(2)列至第(3)列汇报了实证结果。其中, 逆米尔斯比率(*mills*)的估计系数显著为负, 表明选取 Heckman 两步法是有有效的。*treat × post* 的估计系数均显著为正, 与前述分析一致, 进一步验证了本文结论的稳健性。

## 3. 改变固定效应的检验

表 3 第(4)列至第(8)列为变换固定效应后重新检验的结果。其中, 第(4)列控制了时间、行业和地区固定效应, 第(5)列控制了行业 and 地区 × 年份固定效应, 第(6)列控制了地区和行业 × 年份固定效应, 第(7)列控制了行业 × 年份以及地区 × 年份固定效应, 第(8)列控制了时间以及地区 × 行业固定效应。可以发现, 各列 *treat × post* 的估计系数均显著为正, 再次证实基准检验结果的稳健性。

## 4. 替换外资自由化的测算方式

本部分通过改变外资自由化的测算方式来验证基准回归结果的稳健性<sup>⑥</sup>。表 4 第(1)列显示, *DFRI1* 的估计系数为 0.002 0,

且在 5% 的统计水平上显著为正, 说明受到政府鼓励引资的制造业企业更容易向全球价值链上游环节延伸。列(2)、列(3)结果显示, *DFRI2* 和 *DFRI3* 的估计系数均显著为负, 表明外资限制程度越高, 企业向价值链高端攀升的动力越小, 与基准回归检验结果一致。

表 2 基准回归检验

变量	价值链地位提升			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat × post</i>	0.001 9*** (0.000 7)	0.002 1*** (0.000 7)	0.002 0*** (0.000 7)	0.001 9*** (0.000 7)
<i>age</i>		0.002 5*** (0.000 6)	0.002 5*** (0.000 6)	0.002 6*** (0.000 6)
<i>agesq</i>		-0.000 5*** (0.000 1)	-0.000 5*** (0.000 1)	-0.000 5*** (0.000 1)
<i>size</i>		-0.000 3 (0.000 2)	-0.000 3 (0.000 2)	0.000 3 (0.000 2)
<i>subsidydum</i>		0.000 6** (0.000 3)	0.000 6** (0.000 3)	0.000 8*** (0.000 3)
<i>kl</i>		-0.000 6*** (0.000 2)	-0.000 6*** (0.000 2)	-0.000 3** (0.000 2)
<i>tfp</i>		-0.000 8*** (0.000 1)	-0.000 8*** (0.000 1)	-0.000 7*** (0.000 1)
<i>HHI</i>		0.000 2 (0.000 2)	0.000 2 (0.000 2)	0.000 2 (0.000 2)
<i>foreign</i>			-0.000 1 (0.000 4)	0.000 1 (0.000 4)
<i>soe</i>			-0.001 0 (0.000 7)	-0.001 1 (0.000 7)
<i>o</i>				0.009 9*** (0.000 6)
<i>p</i>				0.003 0*** (0.000 3)
时间	YES	YES	YES	YES
企业	YES	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.390 9	0.396 7	0.396 7	0.401 6
N	243 735	236 735	236 735	236 735

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别为  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ , 标准误差均在四分位行业 - 年份层面进行聚类。

表 3 改变实证方法的稳健性检验

变量	两期倍差法		Heckman 两步法		改变固定效应			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>treat × post</i>	0.001 7** (0.000 7)	0.030 5*** (0.009 7)	0.002 1*** (0.000 5)	0.002 4*** (0.000 5)	0.002 4*** (0.000 5)	0.002 8*** (0.000 6)	0.002 8*** (0.000 6)	0.002 9*** (0.000 6)
<i>mills</i>			-0.001 1** (0.000 4)					
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES	NO	NO	NO	YES
企业	YES	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
行业	NO	YES	YES	YES	YES	NO	NO	NO
地区	NO	YES	YES	YES	NO	YES	NO	NO
行业 × 时间	NO	NO	NO	NO	NO	YES	YES	NO
地区 × 时间	NO	NO	NO	NO	YES	NO	YES	NO
行业 × 地区	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	YES
R <sup>2</sup>	0.392 1			0.162 7	0.163 8	0.176 3	0.178 0	0.174 5
N	242 806	157 771	93 919	236 601	236 601	236 601	236 601	236 601

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别为  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ , 标准误差均在四分位行业 - 年份层面进行聚类。

### 5. 替换企业价值链地位提升的测算方式

借鉴陈旭等<sup>[41]</sup>的做法,本文采用出口 DVAR 衡量企业全球价值链地位攀升<sup>⑦</sup>,结果见表 4 第(4)列。其中  $treat \times post$  的估计系数为 0.014 8,在 1% 的统计水平上显著,表明外资自由化有利于企业出口 DVAR 提高。另外,Humphrey and Schmitz<sup>[43]</sup>认为,企业具有工艺-产品-功能-链条四层次升级的模式,而关键节点为产品升级。为此,本文进一步构建产品出口技术复杂度指标<sup>[5]</sup>,结果见第(5)列。从中可发现  $treat \times post$  的系数仍显著为正,与上述实证结果相吻合。

### 6. 剔除其他政策的干扰

为控制 1998—2003 年国企改革对因变量的影响,本文在模型中加入 2000 年各行业国有企业占比( $soeshare_{2000}$ )与年份  $\mu_t$  的交互项,结果见第(6)列。为进一步排除我国加入 WTO 关税消减的干扰,本文又加入了 2000 年企业进口关税税率( $tariff_{2000}$ )与年份  $\mu_t$  的交互项,结果见第(7)列。结果显示  $treat \times post$  的估计系数均显著为正,即基准回归结论依然成立。

### 7. 改变实证样本

本文进一步延长回归样本的时间范围,采用 2000—2010 年面板数据<sup>⑧</sup>对外资自由化与制造业企业全球价值链地位提升之间的关系进行考察,结果汇报于表 4 第(8)列。从中可发现  $treat \times post$  的估计系数为 0.001 6,且通过了 5% 水平上的显著性检验。这表明改变企业样本并未改变外资自由化与企业全球价值链地位提升之间的关系,再次证明了基准检验结果的稳健性。

表 4 改变核心指标测算、剔除其他政策干扰以及改变实证样本的稳健性检验

变量	替换外资自由化			替换价值链地位提升		剔除其他政策干扰		2000—2010 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$treat \times post$				0.014 8*** (0.003 7)	0.780 2*** (0.132 7)	0.001 8** (0.000 7)	0.001 8** (0.000 7)	0.001 6** (0.000 8)
DFR1	0.002 0** (0.000 9)							
DFR2		-0.006 8*** (0.002 3)						
DFR3			-0.001 1*** (0.000 3)					
$ysratio_{2000}$						0.002 9** (0.001 4)	0.002 9** (0.001 4)	
$ymfratio_{2000}$							0.001 6 (0.091 2)	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.393 2	0.393 2	0.393 2	0.320 8	0.208 9	0.401 8	0.401 8	0.270 0
N	268 016	268 016	268 016	236 601	236 735	235 657	235 657	337 199

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别为  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ ,标准误差均在四分位行业-年份层面进行聚类。

### 8. 安慰剂检验

为排除其他不可观测因素对外资管制放松政策效应的干扰,本文随机在所有行业中抽取 113 个外资开放程度增大的行业,命名为处理组,用  $false\_treat$  表示,并随机在 2001—2006 年(除 2002 年)中抽取一年作为政策干预年份<sup>⑨</sup>,用  $false\_post$  表示,进而得到  $false\_treatpost$  变量,将其纳入模型进行安慰剂检验。重复抽样和回归 500 次,得到  $false\_treatpost$  的 500 个估计系数,分布情况如图 2 所示。结合表 2 的基准回归系数 0.001 890 3(如图 2 虚线所示),发现估计系数在基准模型和安慰剂检验中存在较大的差别,故可排除不可观测因素对外资自由化促使企业全球价值链地位提升效应的干扰。

#### (四) 异质性讨论

外资自由化对不同类型企业的影响可能存在显著差异,本文主要从以下几个方面进行异质性检验,借鉴 Wright<sup>[44]</sup>的思路,构建如下模型:

$$gvcupgrade_{ijt} = \theta_0 + \sum_{k \in K} \theta_1 treat_j \times post_t \times H_k + \sum_{k \in K-1} \theta_2 H_k + \sum \gamma M_{jt} + \sum \vartheta N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中  $H_k$  表示异质性样本虚拟变量  $K$  为分组总数。 $\theta_1$  为本部分最为关注的系数,其余变量与基准模型含义相同,相应结果报告于表 5 至表 6。

##### 1. 企业所有制形式

表 5 第 (1) 列结果表明,私营企业 ( $private \times treat \times post$ ) 的估计系数显著为正,国有企业 ( $soe \times treat \times post$ ) 的估计系数也通过了 10% 显著性水平上的正向检验,而外资企业 ( $foreign \times treat \times post$ ) 的估计系数虽为正但并不显著。这说明外资自由化对私营企业全球价值链地位提升的促进作用最大,对外资企业的作用最小。其可能的原因为:私营企业本身具有较高的生产率和人力资本水平,较容易通过学习效应获得外资技术溢出;国有企业在政策上获得较多的支持,利用该先天优势可以通过外资的技术溢出效应实现技术模仿和技术赶超;而外资企业多为加工贸易类型企业,主要从事进口、简单加工再出口活动,较难向价值链高端攀升。

##### 2. 贸易方式

不同贸易模式的企业,可能由于经营目标不同以及接触到的相关生产技术和竞争环境差异而处于价值链的不同环节。表 5 第 (2) 列至第 (5) 列汇报了一般贸易类型 ( $o = 1$ )、加工贸易类型 ( $p = 1$ ) 以及混合贸易类型企业 ( $m = 1$ ) 对外资管制放松政策的反应。第 (2) 列结果显示:  $o \times treat \times post$  的估计系数为 0.004 8,在 1% 的显著性水平上通过了检验;  $p \times treat \times post$  的估计系数为 0.001 7,通过了 5% 显著性水平上的检验;  $m \times treat \times post$  的估计系数为负但并不显著。这表明在不同所有制类型企业中,外资自由化对一般贸易类型企业价值链地位提升的促进作用最大。第 (3) 列至第 (5) 列的分样本实证回归进一步证实了上述实证结果的稳健性。

##### 3. 行业类别

###### (1) 区分劳动与非劳动密集型制造业行业

由于不同行业企业生产及进出口的产品类型不同,故外资自由化对不同行业企业参与价值链环节的影响也有所差异。参照 Lall<sup>[45]</sup>的做法,本文将制造业划分为劳动密集型行业 ( $labor = 1$ ) 和非劳

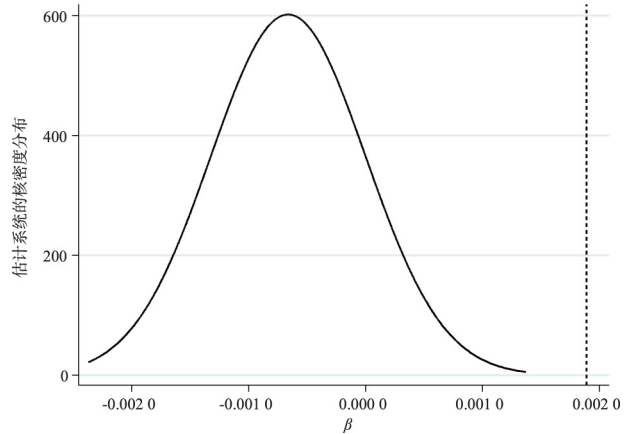


图 2 安慰剂检验估计系数的核密度分布

表 5 区分企业特征的异质性检验

变量	所有制形式 (1)	贸易方式 (2)	区分贸易方式		
			加工贸易 (3)	一般贸易 (4)	混合贸易 (5)
$treat \times post$			0.000 14 ** (0.000 07)	0.001 69 *** (0.000 64)	0.000 21 (0.000 40)
$soe \times treat \times post$	0.003 4* (0.001 7)				
$foreign \times treat \times post$	0.001 2 (0.000 7)				
$private \times treat \times post$	0.003 3 *** (0.001 1)				
$o \times treat \times post$		0.004 8 *** (0.001 1)			
$p \times treat \times post$		0.001 7 ** (0.000 8)			
$m \times treat \times post$		-0.000 7 (0.000 8)			
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES	YES
企业	YES	YES	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.401 7	0.401 9	0.384 5	0.363 9	0.375 7
N	236 734	236 734	236 734	236 734	236 734

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别为  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ , 标准误差均在四分位行业-年份层面进行聚类。



动密集型行业( $n_{labor} = 1$ ) 结果见表 6 第 (1) 列。从中可以发现  $labor \times treat \times post$  和  $n_{labor} \times treat \times post$  的估计系数均为正,但仅后者显著。可能原因在于 相比于劳动密集型产品,资本或技术密集型产品的技术含量更高,从事该行业的企业更具有技术模仿能力和创新意识,外资自由化更有利于促使非劳动密集型行业企业向价值链高端攀升。

#### (2) 区分技能与非技能密集型制造业行业

企业技术吸收能力的强弱在很大程度上依赖于其人力资本的高低,人力资本的不足会影响企业对先进技术的吸收,进而不利于其向价值链高端环节攀升。参照 Bai *et al.* [46] 的做法,本文将样本划分为技能密集型和非技能密集型行业,以考察外资自由化对不同技能水平劳动密集型行业企业的差异性影响,结果见表 6 第 (2) 列。 $skill \times treat \times post$  和  $unskill \times treat \times post$  的估计系数均为正,分别通过了 5% 和 10% 水平上的显著性检验,表明外资自由化更有利于促使技能密集型行业企业向全球价值链高端攀升,但对非技能密集型行业企业的作用效果有限。

表 6 区分行业、国家特征的异质性检验

变量	区分行业类型		区分外资类型		市场准入或优惠政策		
	劳动与非劳动	技能与非技能	外资来源国	外资动机	(5)	(6)	(7)
	(1)	(2)	(3)	(4)			
$labor \times treat \times post$	0.001 1 (0.001 2)						
$n_{labor} \times treat \times post$	0.002 3*** (0.000 9)						
$skill \times treat \times post$		0.001 8** (0.000 8)					
$unskill \times treat \times post$		0.002 6* (0.001 4)					
$hincome \times treat \times post$			0.001 8** (0.000 9)				
$mincome \times treat \times post$			0.000 2 (0.005 4)				
$lincome \times treat \times post$			0.049 4 (0.031 5)				
$market \times treat \times post$				0.001 3* (0.000 8)			
$cost \times treat \times post$				0.000 8 (0.001 0)			
$Treat_1\_post$					0.001 8** (0.000 7)		0.001 6* (0.000 9)
$Treat_2\_post$						0.001 9* (0.001 0)	0.000 5 (0.001 3)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家	NO	NO	YES	NO	NO	NO	NO
R <sup>2</sup>	0.401 6	0.401 7	0.408 1	0.434 0	0.398 2	0.398 2	0.398 2
N	236 734	236 734	78 050	140 578	246 693	246 693	246 693

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别为  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ ,标准误差均在四分位行业-年份层面进行聚类。

#### 4. FDI 的异质性

##### (1) 区分外资来源国

来自高收入国家和低收入国家的跨国公司可能具有不同程度的技术复杂度,因而具有不同的潜力可作为知识外部性的来源。本文按照世界银行的划分标准,将样本企业划分为外资来自高收入、中收入(包括中高收入水平和中低收入水平)以及低收入国家(地区)的企业。为排除差异化外资来

源国对实证结果的干扰,我们加入了外资来源国的固定效应。表6第(3)列表明,鼓励高收入国家外资进入在5%的统计水平上促进了我国制造业企业向全球价值链高端环节攀升,而来自中低收入国家的外资的影响并不显著。其原因在于,高收入国家(地区)的外资具有较高的质量水平,能够产生较大的技术溢出效应,从而更有助于我国制造业企业向价值链上游延伸。

## (2) 区分外资动机

外资进入及其行为方式是影响东道国全球价值链地位提升的不可忽略的因素。本文按照外资进入动机,将其划分为市场导向型FDI和成本导向型FDI<sup>⑩</sup>,结果见表6第(4)列。 $market \times treat \times post$ 的估计系数通过了10%显著性水平上的正向检验,表明外资自由化更有利于市场导向型外资企业价值链地位提升。其可能的原因在于:市场导向型外资企业的目的是满足国内市场需求,因而要求其生产的产品质量较高、种类较多,促使其更有能力嵌入到价值链上游位置;而成本导向型外资企业的目的是利用中国廉价劳动力,其参与的大多为加工、组装环节,处于价值链的下游位置。

## 5. 市场准入或政策优惠

外资在进入我国时享受的政策是不一样的,若外资经营范围在《指导目录》鼓励类条目中,则可以享受税收优惠等政策,若经营范围处于允许类条目则无此优惠。为探究两种影响结果的差异性,本文构建 $toenc$ 和 $toallow$ 指标<sup>⑪</sup>,然后得到交互项 $Treat_1\_post = toenc \times post$ , $Treat_2\_post = toallow \times post$ ,并对其进行回归,结果汇报于表6第(5)列至第(7)列。第(5)列显示, $Treat_1\_post$ 的估计系数为正且通过了5%水平上的显著性检验,第(6)列中 $Treat_2\_post$ 的系数仅在10%的水平上显著,表明外资准入至鼓励类显著提升了制造业企业全球价值链地位提升,而外资准入至允许类引致的企业价值链地位提升效应并不十分显著。将 $toenc$ 与 $toallow$ 纳入同一个模型进行估计,发现 $Treat_1\_post$ 为正且在10%的统计水平上通过了检验,而 $Treat_2\_post$ 并不显著。综合所有结果表明,外资准入对制造业企业全球价值链地位提升的效应不仅来自市场准入,更有可能来自政策优惠。

## 五、溢出效应理论的检验

根据前文分析,溢出效应理论作为外资自由化作用于企业全球价值链地位提升的解释来源,对其进行经验分析具有重要的理论及现实意义。外资进入可以在行业内(水平溢出)和行业内(前后向关联)两个维度对东道国企业全球价值链升级产生影响。在行业内,溢出效应主要通过“示范效应”和“竞争效应”促进东道国企业价值链升级。其中,跨国公司具有较为先进的经营经验以及企业管理组织模式,可以通过“示范效应”降低本土企业参与价值链的经营成本和进入国际市场的信息成本。同时,东道国同行业企业可能面临外资企业带来的竞争压力,为保持其全球市场份额,也会倒逼自身进行技术创新,以应对相关跨国公司的竞争。即外资进入可以通过“示范效应”和“竞争效应”的共同作用,使内资企业主动或被动地参与全球价值链生产。除水平溢出之外,外资企业更多通过前后向的业务关联向其上下游企业发生技术转移<sup>[47]</sup>。而本土企业作为需求或供应商进入跨国公司主导的全球生产链,学习并改进其自身生产技术和方法,进而向全球价值链上游攀升。但现有关于外资溢出效应的文献大多证实了外资技术转移的两面性,即:一方面,外资对本土企业的技术溢出有利于本土企业技术水平的提升;另一方面,外资企业在东道国实施技术封锁,而本土企业对外资企业技术溢出的依赖性可能导致其丧失自主研发能力,从而对本土企业价值链地位提升产生不利作用。总的来说,外资进入通过溢出效应对本土企业全球价值链地位提升的作用是不确定的。本文分别从行业内水平溢出效应和行业内前后向关联效应三个方面进行影响渠道的检验。

由于交互项系数无法有效区分中介效应与调节效应<sup>⑫</sup>,而中介效应模型提供了一个可行的解决方案<sup>[48]</sup>,为此,本文构建中介效应模型以检验溢出理论的合理性,公式如下所示:

$$gvcupgrade_{ijt} = \alpha + \beta treat_j \times post_t + \sum \gamma M_{jt} + \sum \kappa N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

$$C_{jt} = \bar{\omega}_0 + \bar{\omega}_1 treat_j \times post_t + M_{jt} + \mu_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

$$gvcupgrade_{ijt} = \omega_0 + \omega_1 treat_j \times post_t + \omega_2 C_{jt} + \sum \gamma M_{jt} + \sum \kappa N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

$C_{jt}$  为中介效应变量,式(6)是总效应方程,式(7)是关于中介变量与自变量的回归方程。在式(8)中,中介变量和外资自由化均为自变量,被解释变量为企业全球价值链地位提升。中介效应需具备三个基本条件:(1)  $\beta$  显著;(2)  $\bar{\omega}_1$  和  $\omega_2$  至少有一个显著;(3)  $\beta$  绝对值大于  $\omega_1$  绝对值。

### (一) 指标测度

#### 1. 水平技术溢出指标

借鉴 Javorcik<sup>[47]</sup>、Lu *et al.*<sup>[31]</sup> 的做法,水平技术溢出指数( $fdi^{horizontal}$ )可表示为:

$$fdi_{jt}^{horizontal} = \sum_{i \in \Delta_j} (FS_{ijt} \times Y_{ijt} / \sum_{i \in \Delta_j} Y_{ijt}) \quad (9)$$

其中,  $FS_{ijt}$  为行业  $j$  中企业  $i$  在  $t$  时期的外资比例,用企业  $i$  中外资资本(港澳台资本和外商资本)占总实收资本的份额来衡量;  $Y_{ijt}$  表示行业  $j$  中企业  $i$  在  $t$  年的总产出。

#### 2. 前向关联指标

前向关联指数是度量位于上游行业的外资企业通过向  $j$  行业提供中间投入品而发生的前向溢出效应。参照 Javorcik<sup>[47]</sup> 的做法,构造方式如下:

$$fdi_{jt}^{forward} = \sum_{m \neq j} \Phi_{jmt} \times \left[ \sum_{i \in \Delta_m} FS_{ijt} \times \frac{(Y_{ijt} - EX_{ijt})}{\sum_{i \in \Delta_m} (Y_{ijt} - EX_{ijt})} \right] \quad (10)$$

其中,  $m$  为行业  $j$  的上游行业;  $\Phi_{jmt}$  为  $j$  行业从  $m$  行业中购买的投入品的比重,具体可根据中国 2002 年投入产出表测算得到<sup>⑬</sup>;  $EX_{ijt}$  表示行业  $j$  中企业  $i$  在  $t$  年的出口额。

#### 3. 后向关联指标

后向关联指数反映的是位于下游行业的外资企业通过向  $j$  行业购买投入品进而对  $j$  行业产生的后向溢出效应,公式为:

$$fdi_{jt}^{backward} = \sum_{n \neq j} \psi_{jnt} \times fdi_{nt}^{horizontal} \quad (11)$$

其中,  $n$  为行业  $j$  的下游行业,权重  $\psi_{jnt}$  表示行业  $j$  的产出投入下游行业  $n$  的比例<sup>⑭</sup>。公式(11)表明  $fdi_{jt}^{backward}$  由行业  $j$  的所有下游行业的外资比例进行加权平均得到。

### (二) 结果分析

估计结果如表 7 所示。第(1)列中  $treat \times post$  的估计系数显著为正(满足第一个条件),表明外资自由化有助于促进制造业企业全球价值链地位提升。第(2)列至第(4)列中<sup>⑮</sup>,外资自由化对水平溢出、前后向关联均具有显著的促进作用,说明水平溢出、前后向关联作为中介变量是合适的。第(5)列中  $fdi^{horizontal}$  的估计系数为 0.0021,且不显著,表明外资自由化通过水平溢出效应对企业价值链地位提升的影响有限。其主要是由于外资企业在东道国投资时担心技术优势丧失以及人力资本流失,对位于同一行业的东道国企业存在一定的防备心理,具有较强的防止知识外溢的动机<sup>[49]</sup>。第(6)列中  $fdi^{forward}$  的估计系数为正也不显著,说明虽然上游行业的外资进入可以为下游企业带来更多种类和更高质量的中间投入品,有利于下游企业生产效率提升<sup>[50]</sup>,但下游行业也会对上流外资企业产生进口依赖,从而不利于其向价值链上游环节攀升。第(7)列中  $fdi^{backward}$  的估计系数显著为正,即外资自由化通过后向关联效应对企业价值链地位提升具有显著的促进作用。其可能的原因是:一方面,位于下游行业的外资大规模进入,增加了其对上游本土企业中间品的需求,本土企业更有激励进行研发投入和创新,进而有利于企业价值链升级;另一方面,跨国公司还可能为其上游本土供应商在原材料以及中间品生产、采购方面提供了技术和管理上的支持,由此提高了本土企业的生产效率<sup>[51]</sup>,增强了企业全球价值链升级的能力。该结论与 Barrios *et al.*<sup>[52]</sup> 的研究结果相一致。

表 7 中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$treat \times post$	0.001 9*** (0.000 7)	0.006 7** (0.002 8)	0.004 0** (0.001 8)	0.002 1* (0.001 1)	0.001 4** (0.000 6)	0.001 4** (0.000 6)	0.001 3** (0.000 6)
$fdi^{horizontal}$					0.002 1 (0.002 6)		
$fdi^{forward}$						0.003 3 (0.003 4)	
$fdi^{backward}$							0.003 5** (0.001 7)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业	YES	NO	NO	NO	YES	YES	YES
行业	NO	YES	YES	YES	NO	NO	NO
R <sup>2</sup>	0.401 6	0.919 5	0.930 2	0.987 8	0.413 8	0.413 8	0.413 8
N	236 734	577	577	577	200 275	200 275	200 275

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别为  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$  标准误差均在三分位行业 - 年份层面进行聚类。

## 六、外资自由化、制度环境与企业全球价值链地位提升

North<sup>[53]</sup>认为,制度环境是企业经营环境的重要构成要素之一,可以通过影响企业生产和交易成本来决定企业进行某项经济活动的可行性和利润水平,进而对企业战略选择和绩效产生重要影响。为考察制度环境在外资自由化与企业全球价值链地位提升之间所发挥的调节作用,本文参照李文贵和余明桂<sup>[54]</sup>、杨瑞龙等<sup>[55]</sup>的做法,将市场化总分作为制度环境( $ins$ )的衡量指标,并在基准倍差法模型的基础上引入制度变量以及三重交叉项,如式(12)所示:

$$gvcupgrade_{ijt} = \alpha_1 + \phi_1 treat_j \times post02_t + \beta_1 treat_j \times post02_t \times ins_{kt} + v ins_{kt} + \sum \gamma M_{jt} + \sum \kappa N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (12)$$

产权制度和契约制度之间存在较大差别<sup>[56]</sup>。因此,本文进一步借鉴杨瑞龙等<sup>[55]</sup>的做法,用“政府与市场关系”得分表示产权制度( $property$ ),用“中介组织和法律”得分表示契约制度( $contract$ ),以考察两种制度对外资自由化与企业全球价值链地位提升间关系的差异化影响,实证模型如下:

$$gvcupgrade_{ijt} = \alpha_2 + \phi_2 treat_j \times post02_t + \beta_2 treat_j \times post02_t \times property_{kt} + v property_{kt} + \sum \gamma M_{jt} + \sum \kappa N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (13)$$

$$gvcupgrade_{ijt} = \alpha_3 + \phi_3 treat_j \times post02_t + \beta_3 treat_j \times post02_t \times contract_{kt} + v contract_{kt} + \sum \gamma M_{jt} + \sum \kappa N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (14)$$

其中  $\beta_i$  ( $i=1, 2, 3$ ) 是本部分最关注的估计系数,用于分析外资自由化对制造业企业全球价值链地位提升的影响是否依赖于地区制度环境。若  $\beta_i > 0$  且显著,说明二者在影响企业全球价值链地位提升方面存在互补性,即在制度越完善的地区,外资自由化对企业全球价值链升级的促进作用就越大;反之,说明二者在影响企业全球价值链地位提升方面存在替代性。

表 8 第(1)列显示  $treat \times post \times ins$  的估计系数为正且通过了 10% 水平上的显著性检验,表明外资自由化对企业全球价值链地位攀升的正向效果在制度环境完善的地区得到了强化。而  $treat \times post$  的估计系数为负但不显著。这意味着,在制度环境较差的地区,外资自由化对企业全球价值链地位提升产生了一定的阻碍作用。第(2)列显示  $treat \times post \times property$  的估计系数为 0.001 1,且通过了 1% 水平上的显著性检验,表明在产权制度较为完善的地区,外资自由化更容易促使企业参与全球价值链高端的活动。而此时  $treat \times post$  的估计系数显著为负,表明在产权制度较低的地区,制造业外资自由化对企业全球价值链地位的提升具有阻碍作用。第(3)列中  $treat \times post \times contract$  的估计系数为

0.000 3,仅在10%的统计水平上显著,表明契约制度对外资自由化促进企业全球价值链地位提升的作用弱于产权制度。可能的原因在于,非正式制度等能够弥补契约制度的不足,进而增强其在经济发展中的积极作用,但产权制度的缺陷很难被其他方式所填补<sup>[56]</sup>。该结果与Ng and Yu<sup>[57]</sup>的研究结论相吻合。

为证明上述结论的稳健性,第(4)列采用产权制度和契约制度的算术平均数( $m_{12}$ )作为产权制度和契约制度综合效应的替换变量,重新进行实证检验。结果未发生实质性变化,表明产权制度和契约制度平均水平越高,外资自由化对企业全球价值链地位提升的促进作用越强。为考察产权制度和契约制度的综合作用,本文进一步将产权制度和契约制度的三重交叉项同时纳入

模型中,结果如第(5)列所示。其中  $treat \times post \times property$  的估计系数通过了5%显著性水平上的正向检验; $treat \times post \times contract$  的估计系数为负但不显著,且其系数远远小于前者。这说明相比于契约制度,产权制度在外资自由化价值链升级效应中所起到的强化作用更大。

## 七、结论

本文将2000—2007年中国工业企业数据库、海关数据库和进口关税数据进行合并,并通过构建双重差分模型来考察外资自由化在企业全球价值链地位提升过程中所起到的作用。结果表明,外资自由化对我国制造业企业全球价值链地位提升具有显著的促进作用。在改变计量方法、固定效应形式、指标测算方式、实证样本以及剔除其他政策干扰等一系列稳健性检验之后,该结论依然成立。其中,外资自由化对私营、一般贸易、非劳动密集型、技能密集型制造业企业的促进作用更大,而来自高收入国家的外资和市场导向型外资更能提升企业全球价值链地位。且外资准入对企业全球价值链地位攀升的效应更多来自政策优惠,而非纯粹的市场准入。进一步地,影响渠道检验结果显示,相比于行业内溢出效应,外资自由化更倾向于通过行业间溢出效应促进企业向价值链高端攀升,且行业间的溢出效应更可能通过后向关联效应的渠道产生。最后,完善的制度环境能够强化外资自由化对企业全球价值链升级的促进作用,且产权制度的影响大于契约制度。

本文不仅为外资自由化对我国制造业企业全球价值链地位提升的影响提供了强有力的经验证据,而且对于经济改革与转型具有重要的政策内涵。本文认为,至少有以下几点值得注意:第一,更好地发挥外资在促进企业全球价值链升级中的作用。考虑到外资进入对企业全球价值链地位提升的促进作用,我国政府应加快外资自由化进程,全面引入负面清单引资模式,吸引更多外资进入中国市场,同时坚决摒弃招商引资“唯数量论”等理念,提高进入国内的外商直接投资的质量。第二,本文发现外资自由化的价值链促进效应不仅来自市场准入的放松,更多的是来源于对外资企业的政策优惠。按照该结论,我国在降低外资准入门槛的同时,还应该给予高技术外资政策优惠,鼓励高质量外

表8 外资自由化对企业全球价值链地位提升的影响:制度的调节作用

变量	制度环境 (1)	产权制度 (2)	契约制度 (3)	产权与契约加权 (4)	产权与契约 (5)
$treat \times post \times ins$	0.000 6* (0.000 3)				
$treat \times post \times property$		0.001 1*** (0.000 4)			0.001 3** (0.000 5)
$treat \times post \times contract$			0.000 3* (0.000 2)		-0.000 1 (0.000 2)
$m_{12} \times treat \times post$				0.000 5** (0.000 2)	
$treat \times post$	-0.003 0 (0.002 8)	-0.008 1** (0.003 5)	-0.000 3 (0.001 5)	-0.002 6 (0.002 2)	-0.008 6 (0.003 8)
$ins$	-0.000 3 (0.000 3)				
$property$		-0.001 0*** (0.000 4)			-0.001 0** (0.000 4)
$contract$			0.000 1 (0.000 1)		0.000 2* (0.000 1)
$m_{12}$				0.000 1 (0.000 2)	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
时间	YES	YES	YES	YES	YES
企业	YES	YES	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.401 5	0.401 6	0.401 5	0.401 5	0.401 6
N	236 719	236 719	236 719	236 719	236 719

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别为  $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ ,标准误差均在四分位行业-年份层面进行聚类。

资进入,更好地促进我国实现价值链升级和高质量发展。最后,本文还发现企业人力资本水平越高,越有可能参与价值链高端环节的活动。这就要求我国在“人口红利”消失的背景下,突出高质量人才的培养目标,不断推动“人口红利”向“人才红利”转型,从而更有效地发挥人力资本的积极效应,以此促进企业向价值链高端攀升,推动产业结构升级。

#### 注释:

- ①其中,本文对资本存量的测算是参照 Brandt *et al.* [34] 的方法,并采用国家统计局的投资指数替代 2007 年的 Brandt-Rawski Investment Deflator 指数 [35]。
- ②WTO 的网站没有报告 2000 年的中国关税数据,但却公布了 1996 年和 1997 年的数据。由于中国在 1997—2000 年关税不曾大幅下调,因此,本文 2000 年的关税数据用 1997 年的替代 [38]。
- ③具体匹配过程备索。
- ④具体做法为:将样本期划分为外资管制放松政策颁布之前的阶段(2000—2001 年)和之后的阶段(2002—2007 年),两阶段的每一企业变量用其算术平均值表示。
- ⑤由于控制变量的实证检验结果并未解决模型中存在的内生性问题,且其并非本文关注的核心变量,因此限于篇幅,本文接下来不再汇报其结果。
- ⑥首先,采用 *DFRI1* 表示第一种指标,将同一个只发生外资开放程度增大或不变的四位码行业的 *DFRI1* 赋值为 1,表明该行业的外资自由化程度较高,否则为 0。其次,采用 *DFRI2* 作为第二种指标,将同一个被限制或限制程度不变的四位码行业的 *DFRI2* 赋值为 1,表明该行业的外资自由化程度较低,否则为 0。在第三种指标的构建中进一步纳入受到禁止的行业的信息,对四位码制造业行业内子类行业受到禁止、限制和鼓励时的分值分别赋予 2、1 和 -1,然后对其进行加总,得到指标 *DFRI3*,该指标越大,说明外资自由化程度越小。
- ⑦本文采用邵朝对和苏丹妮 [42] 的测算方法构建企业出口国内附加值指标。
- ⑧对于相应缺失指标,本文借鉴余森杰 [38] 的做法进行补充。
- ⑨DID 模型估计要求政策实施年份前后至少有一年的数据,因此文中随机抽取的政策年份为 2001—2006 年。
- ⑩以外资销售倾向来刻画其进入导向,外资内销倾向越高表示其市场导向特征越明显,反之则成本导向特征越明显。本文将外资内销金额大于 0 的企业称为市场导向型外资企业(*market* = 1),将外资内销金额等于 0 的企业称为成本导向型外资企业(*cost* = 1)。
- ⑪若某四位码行业由限制类(禁止类)放松至鼓励类,则将 *toenc* 赋值为 1,否则为 0;若某四位码行业从限制类(禁止类)放松为允许类,则将 *toallow* 赋值为 1,否则为 0。
- ⑫本文同样检验了引入交互项的实证模型,发现结论未发生实质性变化,结果被索。
- ⑬2002 年的投入产出表包含 135 个细分部门,这里我们根据“投入产出表部门分类与国民经济行业分类对照表”可获得三分位码行业的投入产出系数。此外,考虑到投入产出系数可能随年份变化,我们还尝试利用 2002 年投入产出表来测算 2000—2004 年的前向关联指标,利用 2007 年投入产出表来测算 2005—2007 年的前向关联指标,发现核心结论没有发生实质性变化。
- ⑭该指标同样使用 2002 年投入产出表进行测度。另外,本文也尝试利用 2002 年、2007 年投入产出表来分别测算 2000—2004 年、2005—2007 年的后向关联指标,发现核心结论没有实质性变化。
- ⑮第(2)列至第(4)列仅控制了行业层面的控制变量,其余几列所含的控制变量与基准回归一致。

#### 参考文献:

- [1] 裴长洪. 进口贸易结构与经济增长: 规律与启示 [J]. 经济研究, 2013(7): 4-19.
- [2] GEREFFI G, LEE J. Economic and social upgrading in global value chains and industrial clusters: why governance matters [J]. *Journal of business ethics*, 2016, 133(1): 25-38.
- [3] HARDING T, JAVORCIK B S. Foreign direct investment and export upgrading [J]. *Review of economics and statistics*, 2012, 94(4): 964-980.
- [4] DU L, HARRISON A, JEFFERSON G. FDI spillovers and industrial policy: the role of tariffs and tax holidays [J]. *World*

- development 2014 64: 366 – 383.
- [5]刘斌,魏倩,吕越,等. 制造业服务化与价值链升级[J]. 经济研究 2016(3): 151 – 162.
- [6]刘斌,王杰,魏倩. 对外直接投资与价值链参与: 分工地位与升级模式[J]. 数量经济技术经济研究 2015(12): 39 – 56.
- [7]毛其淋,许家云. 外资进入如何影响了本土企业出口国内附加值? [J]. 经济学(季刊) 2018(4): 1453 – 1488.
- [8]苏丹妮,盛斌,邵朝对,等. 全球价值链、本地化产业集聚与企业生产率的互动效应[J]. 经济研究, 2020(3): 100 – 115.
- [9]MANOVA K, YU Z. Firms and credit constraints along the global value chain: processing trade in China [R]. NBER working paper No. 18561 2012.
- [10]马述忠,张洪胜,王笑笑. 融资约束与全球价值链地位提升——来自中国加工贸易企业的理论与证据[J]. 中国社会科学 2017(1): 83 – 107 + 206.
- [11]CHOR D, MANOVA K, YU Z. The global production line position of Chinese firms [C]. Industrial upgrading and urbanization conference 2014 28: 29.
- [12]吕越,罗伟,刘斌. 异质性企业与全球价值链嵌入: 基于效率和融资的视角[J]. 世界经济 2015(8): 29 – 55.
- [13]许和连,成丽红,孙天阳. 制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究[J]. 中国工业经济 2017(10): 62 – 80.
- [14]黎峰. 双重价值链嵌入下的中国省级区域角色——一个综合理论分析框架[J]. 中国工业经济, 2020(1): 136 – 154.
- [15]杨连星,罗玉辉. 中国对外直接投资与全球价值链升级[J]. 数量经济技术经济研究 2017(6): 54 – 70.
- [16]刘海云,毛海欧. 制造业 OFDI 对出口增加值的影响[J]. 中国工业经济 2016(7): 91 – 108.
- [17]KELLER W, YEAPLE S R. Multinational enterprises, international trade, and productivity growth: firm-level evidence from the United States [J]. Review of economics and statistics 2009 91(4): 821 – 831.
- [18]BALTABAEV B. Foreign direct investment and total factor productivity growth: new macro-evidence [J]. The world economy 2014 37(2): 311 – 334.
- [19]BUCKLEY P J, WANG C, CLEGG J. The impact of foreign ownership, local ownership and industry characteristics on spillover benefits from foreign direct investment in China [J]. International business review 2007 2(16): 142 – 158.
- [20]JAVORCIK B S, SPATAREANU M. To share or not to share: does local participation matter for spillovers from foreign direct investment? [J]. Journal of development economics 2008 85(1–2): 194 – 217.
- [21]TAKII S. Productivity spillovers and characteristics of foreign multinational plants in Indonesian manufacturing 1990—1995 [J]. Journal of development economics 2005 76(2): 521 – 542.
- [22]陈涛涛,狄瑞鹏. 我国 FDI 行业内溢出效应阶段性特征的实证研究[J]. 金融研究 2008(6): 169 – 182.
- [23]OUYANG P, FU S. Economic growth, local industrial development and inter-regional spillovers from foreign direct investment: evidence from China [J]. China economic review 2012 23(2): 445 – 460.
- [24]AGHION P, BLUNDELL R, GRIFFITH R, et al. The effects of entry on incumbent innovation and productivity [J]. Review of economics and statistics 2009 91(1): 20 – 32.
- [25]BLALOCK G, GERTLER P J. Welfare gains from foreign direct investment through technology transfer to local suppliers [J]. Journal of international economics 2008 74(2): 402 – 421.
- [26]XU X, SHENG Y. Productivity spillovers from foreign direct investment: firm-level evidence from China [J]. World development 2012 40(1): 62 – 74.
- [27]KEE H L, TANG H. Domestic value added in exports: theory and firm evidence from China [J]. American economic review 2016 106(6): 1402 – 1436.
- [28]张杰,陈志远,刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制[J]. 经济研究 2013(10): 124 – 137.
- [29]唐宜红,张鹏杨. FDI、全球价值链嵌入与出口国内附加值[J]. 统计研究 2017(4): 36 – 49.
- [30]张鹏杨,唐宜红. FDI 如何提高我国出口企业国内附加值? ——基于全球价值链升级的视角[J]. 数量经济技术经济研究 2018(7): 79 – 96.
- [31]LU Y, TAO Z, ZHU L. Identifying FDI spillovers [J]. Journal of international economics 2017 107: 75 – 90.

- [32] WANG Z ,WEI S J ,ZHU K. Quantifying international production sharing at the bilateral and sector levels [R]. NBER working paper No. 19677 2013.
- [33] 王直 魏尚进 祝坤福. 总贸易核算法: 官方贸易统计与全球价值链的度量 [J]. 中国社会科学 ,2015( 9) : 108 - 127 + 205 - 206.
- [34] BRANDT L ,VAN BIESEBROECK J ,ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. Journal of development economics 2012 97( 2) : 339 - 351.
- [35] 龚关 胡关亮. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率 [J]. 经济研究 2013( 4) : 4 - 15 + 29.
- [36] 张先锋 刘佳佳 彭飞. 开发区竞争如何影响企业出口产品质量——来自中国工业企业的证据 [J]. 产业经济研究 2020( 5) : 14 - 29.
- [37] 杨文溥. 行业竞争对企业全要素生产率的影响——基于中国工业企业的经验研究 [J]. 南京财经大学学报 2020( 1) : 33 - 41.
- [38] 余森杰. 加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据 [J]. 经济学( 季刊) 2011( 4) : 1251 - 1280.
- [39] YU M. Processing trade ,tariff reductions and firm productivity: evidence from Chinese firms [J]. The economic journal , 2015 ,125( 585) : 943 - 988.
- [40] BERTRAND M ,DUFLO E ,MULLAINATHAN S. How much should we trust differences-in-differences estimates? [J]. The quarterly journal of economics 2004 ,119( 1) : 249 - 275.
- [41] 陈旭 邱斌 刘修岩 等. 多中心结构与全球价值链地位攀升: 来自中国企业的证据 [J]. 世界经济 2019( 8) : 72 - 96.
- [42] 邵朝对 苏丹妮. 产业集聚与企业出口国内附加值: GVC 升级的本地化路径 [J]. 管理世界 2019( 8) : 9 - 29.
- [43] HUMPHREY J ,SCHMITZ H. How does insertion in global value chains affect upgrading in industrial clusters? [J]. Regional studies 2002 36( 9) : 1017 - 1027.
- [44] WRIGHT JR G C. Linear models for evaluating conditional relationships [J]. American journal of political science ,1976: 349 - 373.
- [45] LALL S. The technological structure and performance of developing country manufactured exports ,1985 - 98 [J]. Oxford development studies 2000 28( 3) : 337 - 369.
- [46] BAI X ,CHATTERJEE A ,KRISHNA K ,et al. Trade and minimum wages in general equilibrium: theory and evidence [R]. NBER working paper No. 24456 2018.
- [47] JAVORCIK B S. Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages [J]. American economic review 2004 94( 3) : 605 - 627.
- [48] 温忠麟 张雷 侯杰泰 等. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报 2004( 5) : 614 - 620.
- [49] AITKEN B J ,HARRISON A E. Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela [J]. American economic review ,1999 89( 3) : 605 - 618.
- [50] HALPERN L ,KOREN M ,SZEIDL A. Imported inputs and productivity [J]. American economic review 2015 ,105( 12) : 3660 - 3703.
- [51] BLOMSTRÖM M ,KOKKO A. Multinational corporations and spillovers [J]. Journal of economic surveys ,1998 ,12( 3) : 247 - 277.
- [52] BARRIOS S ,GÖRG H ,STROBL E. Spillovers through backward linkages from multinationals: measurement matters! [J]. European economic review 2011 55( 6) : 862 - 875.
- [53] NORTH D C. Institutions [J]. Journal of economic perspectives ,1991 5( 1) : 97 - 112.
- [54] 李文贵 余明桂. 所有权性质、市场化进程与企业风险承担 [J]. 中国工业经济 2012( 12) : 115 - 127.
- [55] 杨瑞龙 章逸然 杨继东. 制度能缓解社会冲突对企业风险承担的冲击吗? [J]. 经济研究 2017( 8) : 140 - 154.
- [56] ACEMOGLU D ,JOHNSON S. Unbundling institutions [J]. Journal of political economy 2005 ,113( 5) : 949 - 995.
- [57] NG T ,YU L. Which types of institutions hinder productivity among private manufacturing firms in China? [J]. China economic review 2014 31: 17 - 31.

( 责任编辑: 戴芬园)

( 下转第 127 页)



the development zone policy can significantly expand the investment scale of enterprises and narrow the gap between the investment scale of enterprises and the average investment scale of the industry. This shows that enterprise investment has a significant peer effect. Secondly, for incumbent enterprises, the development zone policy has no impact on the gap between the investment scale of the enterprise and the highest investment scale of the industry. This shows that there is no significant catch-up effect in enterprise investment. Thirdly, for SOEs, or firms in areas with a high degree of government intervention, or firms in national-level development zones, the development zone policy will make these enterprises have a significant investment peer effect. Fourthly, the development zone policy may make the incumbent enterprises in the development zone have the investment peer effect and attract more enterprises to enter the development zone, creating the catch-up effect of enterprise investment.

**Key words** “economic enclave”; development zone policy; enterprise investment; peer effect; catch-up effect

(上接第 98 页)

## **FDI liberalization, institutional environment and manufacturing firms’ moving up in the global value chain: a study based on the theory of spillover effects**

GUO Juanjuan<sup>1</sup>, XIAN Guoming<sup>2</sup>, FANG Shuai<sup>2</sup>

(1. Institute for the World Economy, Shanghai Academy of Social Sciences, Shanghai 200020, China;

2. Institute of International Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

**Abstract:** Amid a new round of reform and opening up and supply-side structural reform, opening up is an important driver for further reform and development of China’s economy. This paper takes the deregulation of FDI as a quasi-natural experiment to examine the impact of FDI liberalization on China’s manufacturing firms’ moving up in the global value chain. The study finds that FDI liberalization has a significant role in helping firms to gain higher status in the global value chain. The conclusion still holds after changing the measurement method, the form of fixed effects, the indicator measure, the empirical sample, as well as the exclusion of other policy disturbances. In particular, FDI liberalization has been a greater boost to private, general trade, non-labor-intensive, and skill-intensive firms. And foreign capital from high-income countries and market-oriented foreign investment are more likely to enhance the GVC position of firms. And the effect of FDI deregulation on firms’ moving up in the global value chain comes more from policy preferences rather than from pure market access. Further, FDI liberalization is more inclined to promote firms’ status in GVC through inter-industry spillover effects, and the backward correlation effect plays a more obvious role. Finally, a sound institutional environment can strengthen the effect of FDI liberalization in promoting the status of firms’ in the GVC, and the property rights system has a greater impact than the contract system.

**Key words:** FDI liberalization; moving up in the global value chain; horizontal spillover effects; forward-backward correlation effects; contract system; property rights system